

新規就業若年労働力の地域間移動

鈴 木 啓 祐

I ま え が き¹⁾

労働省職業安定局の調査²⁾によれば、中学校卒業後、公共職業安定所（以下職安と呼ぶ）を通じてただちに就業する者（新規就業若年労働力）の中には、中学校を卒業した地域とは異なる地域に就業する者がかなり多く見られる。ここでは、それら中学校卒新規就業者³⁾の地域間移動のモデル（新規就業若年労働力移動モデル）をつくり、そのモデルの、現実の職安を通して就業した中学校卒新規就業者の地域間移動に対する適合性について実証的な検討をおこなった。

II 人口あるいは労働力移動に関する諸研究

人口、あるいは、労働力人口の移動については、すでに数多くの研究がなされ、その移動要因については、いくつかの学説もとなえられている。労働力人口の移動要因の学説としては、J.R. Hicks の賃金差説、J. Robinson や T.W. Schultz による就業機会説、梅村又次教授の就業機会説賃金差説総合説、並木正吉氏の農家人口移動一定説があり、人口移動の学説としては、館稔博士の生活水準差説がある。このほか、労働力人口の移動に関する研究としては、西川俊

作助教授の応募方程式による分析、T. Haavelmo の移動方程式に関する研究などがある。

J. R. Hicks は、梅村教授が指摘するように⁴⁾、賃金差説をとえ、「労働の場所的移動は、賃金の地方差をならすには不十分である。……しかし、……、最近の調査は、正味の経済的利益の差——おもに賃金較差（differences in wages）——が移行の主要原因であることを示しつつある⁵⁾」と述べ、労働力の地域間移動への賃金差の影響の重要性を指摘した。

しかし、これに対し、これもまた梅村教授が指摘するように、J. Robinson や T.W. Schultz は、労働力の地域間移動への就業機会の影響の重要性を主張したのである。すなわち、J. Robinson は、「労働者というものは、仕事をみいだす機会 (the chance of finding a job) からはほとんど全部といってよいくらいの影響を受けるが、相対実質賃金 (relative real wage) は労働の移動に対して、ほんのわずかししか影響しないと仮定する方が自然である⁶⁾」と考え、また、T.W. Schultz は農業人口が工業へと流出する条件を分析した結果、「価格 (prices) ではなく、仕事の機会の存在 (the existence of job opportunities) が農業人口を農場から連れ出し、あるいはかれらにそのまま止ることを要求する⁷⁾」と主張した。Cicely Blanco は、アメリカの州間人口移動を統計的に解析し、就業機会の指標

1) この論文の一部は、関西学院大学において開催された1966年度計量経済学会において発表した。その際、その発表に対する討論者として有益な批判と助言を与えられた人口問題研究所の岡崎陽一氏、同時に有益な批判を与えられた国際基督教大学の福地崇生助教授および、東北大学の米沢治文教授、慶応大学の安川正彬教授、またこの論文作成に際して重要な批判と助言とを与えられた一橋大学の藤野正三郎助教授および流通経済大学の稲毛満春教授に対し、厚く感謝の意を表する。

また、この論文の作成に必要な諸計算の一部は、東京大学大型計算機センターの電子計算機 HITAC5020 E によっておこなった。

2) 労働省職業安定局による「職業安定業務月報」に公表される調査。

3) ここでいう新規就業若年労働力とは、中学校を卒業し、新規に就業する者を指す。

4) 梅村又次『賃金・雇用・農業』大明堂、東京、昭和36年、p. 199。

5) 内田忠寿訳、J. R. ヒックス著『賃金の理論』、東洋経済新報社、東京、昭和27年、p. 68。J. R. Hicks, *The Theory of Wages*, Macmillan, London, (First ed.) 1932, p. 76。J. R. Hicks, *The Theory of Wages*, Macmillan, London (Second ed.) 1963, p. 76。

6) 梅村又次、前掲書 p. 202。Joan Robinson, *Essay in the Theory of Employment*, Oxford Basil Blackwell, 1947, p. 39。篠原三代平、伊藤善市訳『雇用理論研究』、東京、東洋経済新報社、昭和30年、57頁。

としての州別失業率が州間人口移動に大きな影響を及ぼすことをみだし、Blanco は、「年々つけ加えられる新しい仕事場の数が労働力人口の増加量より小さい州においては、失業率が高まり、就業機会と労働供給量とがたがいにより近い値をとるような他の地域への人口移動が増加する⁸⁾」と述べている。また、南亮進氏は、北海道および六大都市の経済成長率の変動とそれらの地域への流入人口の変動との間に密接な関係のあることをみだし、このことから、「人口過剰にあえぐ本州の農村は、たえず人口を排出しようとしていた。しかし、その人口が実際に流出するかどうかは、流出先の就業機会に規定された。……これらの地域で好況になって就業機会がふえれば、農村人口はそれをめざして流出した⁹⁾」と論じた。

J.J. Spengler¹⁰⁾ や C. P. Kindleberger¹¹⁾ も、就業機会が人口移動に対して影響を及ぼすことを認めている。

梅村教授は、就業機会説は労働力を「引抜く力」の存在を、また、賃金差説は労働力を「押出す力」の存在を指摘したものであり、現実の労働力の移動は、これら2つの力によって現われるのであると主張し、上述の就業機会説と賃金差説とを結合させた¹²⁾。

並木氏は、第2次世界大戦前における農家人口の農村からの流出は、景気の状態にかかわりなく一定であったという説を主張した¹³⁾。この説は、わが国の農家戸数が歴史的に一定であり、

農村から流出する人口は、農村に新たに発生した人口のうち、その農家戸数を保持するに必要となる人口以外の人口であるという前提から唱えられたものである¹⁴⁾。

館博士は、「人口は生活水準の相対的に低い地域から相対的に高い地域へ向って移動する¹⁵⁾」という仮説を立て、統計的な検討によって、「この仮定の真なること」がほぼ認められることをみだした¹⁶⁾。

西川助教授は、労働時間と収入との無差別曲線(これは、西川助教授自身も指摘するように¹⁷⁾、余暇と収入との無差別曲線でもある¹⁸⁾)を基礎として導びいた応募方程式、

$$n^i_j = h^*(W_i, W_j^p, A_j, \varphi^i_j) \quad (2.1)$$

あるいは、これを特定化した、

$$\log n^i_j = c_0 + c_1 \left(\frac{W_j^p}{W_i} \right) + c_2 A_j + c_3 \varphi^i_j \quad (2.2)$$

によって、紡績労働者の移動の説明を試みた。ただし、 n^i_j は、第 j 地域から流出し、第 i 地域の紡績業に就業する労働者数、 W_i は第 i 地域の賃金率、 W_j^p は第 j 地域から流出する労働者のうち第 i 地域以外の全地域で受けとる平均賃金、 A_j は第 j 地域の所得造出額(単位時間内に得られる収入)、 φ^i_j は、第 j 地域の労働者が第 i 地域に対して感じる親近性 τ^i_j と、第 i 地域の紡績業の第 j 地域の労働者に対する選好度(採用しようとする意欲) θ^i_j とから決定される一種の第 j 地域の労働力と第 i 地域の紡績業との結合力の程度を示す値である¹⁹⁾。

T. Haavelmo は、第 j 地域から第 i 地域への労働力(または人口)の移動量 n^i_j は、

- 7) Theodore W. Schultz, *Agriculture in an Unstable Economy*, McGraw-Hill, New York, 1945, p. 101. 梅村又次, 前掲書, p. 201.
- 8) Cicely Blanco, *The Determinants of Interstate Population Movements*, Journal of Regional Science, Vol. 5, No. 1, 1963, pp. 77-84.
- 9) 南亮進「労働力の変動」, 小泉明, 篠原三代平編『日本の労働』, 青林書院新社, 東京, 1964年, pp. 71-73.
- 10) J.J. Spengler, *A Survey of Contemporary Economics*, Vol. II, Richard D. Irwin Press, Home Wood, Illinois, 1952. H. Correa, *The Economics of Human Resources*, North-Holland Publishing Co., Amsterdam, 1963.
- 11) Charles P. Kindleberger, *Economic Development*, McGraw-Hill, New York, 1958, Asian Student Edition, p. 220.
- 12) 梅村又次, 前掲書, pp. 203-205, 西川俊作『地域間労働移動と労働市場』, 有斐閣, 東京, 昭和41年, p. 227.
- 13) 南亮進, 前掲論文, pp. 75-76.

14) 南亮進, 前掲論文, pp. 76-77.

15) 館総『大都市人口の諸問題——日本の人口移動(2)』, 古今書院, 東京, 昭和37年, p. 212. 館総『日本の人口移動』, 古今書院, 東京, 昭和36年, p. 147(ここでは、「相対的に」という語ははぶかれている).

16) 館総, 前掲書(昭和36年), p. 175. 館総, 前掲書(昭和37年), p. 234(ここでは、「この仮定を検証し、この仮定が誤っていないことをほぼ確認することができた」と書かれている).

17) 西川俊作, 前掲書, p. 64. 館総『人口分析の方法』, 古今書院, 東京, 1963, pp. 244-245, 西川俊作「地域間労働移動について」『経済研究』, 第13巻第1号, 1962年.

18) 余暇と収入との無差別曲線は, J. M. Henderson and R. E. Quandt によって論じられている(小宮隆太郎訳, J. M. ヘンダーソン, R. E. クォント著『現代経済学』, 創文社, 東京, 昭和36年, pp. 32-35.).

19) 西川俊作, 前掲書, pp. 64-74.

$$n_{ij}^i = v_{ij} \left(x_{ij}^*, \frac{X_j}{N_j} \right) \quad (2.3)$$

によって決定されると考えた。ただし、 x_{ij}^* は、第 j 地域の潜在的可能労働者がその人々の熟練度をたずさえて第 i 地域で就業した際に得られる所得水準、 X_j は、第 j 地域の産出量、 N_j は、第 j 地域の人口である²⁰⁾。

大川一司教授、篠原三代平教授、畑井義隆教授、ならびに稲毛満春教授は、それぞれ、農業人口増加率、あるいは農業人口に関するモデルをつくった²¹⁾。これらのモデルでは、農業人口増加率あるいは農業人口がいくつかの要因（説明変数）によって決定される。

いま、「農業人口が上記の各種モデルによって決定されたとき、もし農村人口の中に農業人口以外の人口、すなわち農村の非農業人口が発生したならば、その非農業人口は、すべて都市地域へ移行する」と仮定すれば、（ここでは、簡単のため、農村には農業人口と非農業人口とが発生するが）、都市には非農業人口のみが発生すると仮定する）、都市農村間の人口移動は、農村における農業人口がモデルに示されたメカニズムによって決定されるために発生するのであると考えられる。したがって、上記のモデルも、都市農村間という特別の2地域間の労働力移動を説明するモデルであるとみなすことができる。

大川教授によれば、農業人口の増加率 p_a は、

$$p_a = p - G_a(1 - \eta\gamma) \quad (2.4)$$

という関係によって決定される。ただし、 p は全就業人口増加率、 G_a は農業の生産性上昇率、 γ は全産業の生産性上昇率を G としたときの G/G_a の値、 η は農産物需要の所得弾力性である。

篠原教授は、農業人口 p_a は、

$$p_a = \pi \left(\frac{Y}{N} \right)^{\gamma\alpha} N^{\alpha} \quad (2.5)$$

によって決定されると考えた。ただし、 Y は国民所得、 N は総就業人口、 π 、 η 、 α はパラ

メーターである。パラメーターのうち、特に η は農業部門生産物の所得弾力性、 α は農業人口1あたり農業所得に対する弾力性である。

畑井教授は、大川教授の式で用いられた原理と同様の原理を用いて、

$$p_a = \frac{1}{k} p - \left(\frac{1}{k} G - G_a \right) \quad (2.6)$$

という式を導いた。ただし、 k は全産業所得水準上昇率を I 、農業所得水準上昇率を I_a としたときの I/I_a の値である。

稲毛教授は、いくつかの仮定を前提として、農業および非農業の2部門からなる経済に対するモデルをつくり、そのモデルから、

(1) 非農産物の価格を標準として評価した農産物の価格 P_a の上昇率 $p_a \left(= \frac{dP_a}{dt} \frac{1}{P_a} \right)$ が与えられたとき、農産物需給増加率を一致させるような農業就業者 (N_a) 増加率 $n_a \left(= \frac{dN_a}{dt} \frac{1}{N_a} \right)$ を決定する式、

$$n_a = A p_a + B(n - C) \quad (2.7.1)$$

(2) 農産物相対価格上昇率 p_a が与えられたとき、労働市場において完全雇用均衡を達成せしめるような農業就業者増加率 n_a を決定する式、

$$n_a = a p_a + b n + c k_n + d \quad (2.7.2)$$

を導き、さらに、 n_a に対するこれら2つの値から得られる n_a の均衡値 n_a^* を求め、

$$n_a^* = \alpha n + \beta k_n + \gamma \quad (2.8)$$

となることをあきらかにした。ただし、 A 、 B 、 C 、 a 、 b 、 c 、 d 、 α 、 β および γ は、モデルに現われるいくつかのパラメーターによって構成されたパラメーター、 n は人口増加率、 k_n は非農業部門の資本増加率である²²⁾。

III 新規就業若年労働力移動モデルの説明変数の選択

IIにおいては、これまでにおこなわれた人口あるいは労働力の地域間移動に関するいくつかの主要な研究を挙げたのであるが、これらの研究のうち、Hicks、館博士、あるいは、Robin-

20) 西川俊作、前掲書、p. 73.

21) 畑井義隆「欧米における労働力人口」、南亮三郎編『世界の人口問題』、勁草書房、1963年、pp. 156-157. 鈴木啓祐「わが国の地域的産業別人口増加率の地域的差異についての統計的解析」、流通経済大学開学記念論文編集委員会『流通経済大学開学記念論文集』、昭和41年、pp. 460-461.

22) 稲毛満春「不均等技術進歩と植民地農産物の移入効果」『香川大学経済論叢』、Vol. 35, No. 3, 昭和37年、pp. 18-19.

son, Schultz 等の研究によれば、人口や労働力の地域間移動に影響を及ぼす要因としては、賃金あるいは就業機会の地域的差異が挙げられるといい得る。

ここで検討される、職安を通して新規に就業する中学校卒業者の地域間移動を説明するためのモデル、すなわち、新規就業若年労働力移動モデルは、一般に、

$$L_{ij}=f\left(L_i^*, \frac{O_j}{O_o}, \frac{W_j}{W_i}, D_{ij}\right) \quad (3.1)$$

で示される。ただし、 L_{ij} は第 i 地域に発生した職安を通して新規就業を希望する中学校卒業者中第 j 地域で就業した者の数、 L_i^* は第 i 地域に発生した職安を通して新規就業を希望する中学校卒業者数、 O_j は第 j 地域における、職安を通して新規就業を希望する中学校卒業者のための就業機会の大きさ、 O_o は $\sum_{j=1}^n O_j$ 、 W_i 、 W_j は、それぞれ、第 i 地域、第 j 地域の、職安を通して就業した中学校卒新規就業者の初任賃金額すなわち初任給、 D_{ij} は第 i 地域から第 j 地域までの距離である。なお、ここで、第 i 地域とは、観察の対象となった全地域を n 個の地域に分け、それらの地域に順次第 1 番から第 n 番までの番号をつけたとき、第 i 番の番号をもつ地域を指す。

このモデルの説明変数の中には、新規に就業しようとする労働力の地域別就業機会の指標、 O_j/O_o 、ならびに地域別賃金の指標 W_j/W_i が含まれているが、このことの基礎は、上述の就業機会説、賃金差説、ならびに就業機会説賃金差説総合説にある。また、このモデルの説明変数の中には、さらに、就業の際に必要な地域間移動距離 D_{ij} も含まれているが、この変数のモデルへの導入の基礎は、人口移動モデルとして多くの人々によって研究されている引力モデル²³⁾にある。

なお、このモデルでは、ある年に中学校を卒業し、職安を通してただちに就業しようとするものは、その大部分が卒業して間もなく就業してしまうであろうという仮定に基づいて、ある年の L_{ij} はその年の L_i^* 、 O_j 、 O_o 、 W_j 、および W_i に対して影響を及ぼすことはなく、逆に、それらの変数および D_{ij} によって一方的に決定されると仮定した²⁴⁾。

また、ある年に中学校を卒業する者のうちの大部分は、おそらく、その年の L_{ij} 、 O_j 、 O_o 、 W_j 、および D_{ij} によってではなく、それ以外の諸条件によって職安を通して就業するかどうかを決定すると考え、ある年に第 i 地域の中学校を卒業する者のうち、職安を通して就業しようとする者の数 L_i^* は、その年の L_{ij} 、 O_j 、 O_o 、 W_i 、 W_j 、および D_{ij} によって決定されないと仮定する²⁵⁾。それゆえ、式 (3.1) の右辺には変数 L_i^* が消去されずに書かれている。

さらにまた、ある年の O_j^* 、 O_o 、 W_j 、および W_i は、その年の L_i^* の値が決定された後その値によって決定されるのではないと仮定し²⁶⁾、この仮定を前提として、ある年の O_j 、 O_o 、 W_i 、および W_j は、その年の L_i^* から影響を受けず、したがって、それらは L_i^* によって消去され得ないと仮定する。

他方、 O_j と W_j とは地域の区分の様式によって種々の関係を示し、一定の関係式で結びつけられ得ないので、これらは、数量的に無関係になる。したがって、式 (3.1) の右辺の O_j 、 O_o 、 W_i 、 W_j は数量的にたがいに無関係であるとみなす。

しかも、ここでは、ある年 (t 年) の L_{ij} は、その年 (t 年) の L_i^* 、 O_j 、 O_o 、 W_i 、および W_j 、および D_{ij} によって決定されると仮定されているから、この仮定を明確に示したモデルを書くとするれば、式 (3.1) は、式 (3.2) のようになる

23) W. Isard, *Method of Regional Analysis*. The Massachusetts Institute of Technology Press, Cambridge, Massachusetts, 1960, pp. 494-497. Gunner Olsson, *Distance and Human Interaction*, Regional Science Research Institute, Philadelphia, 1965. 鈴木啓祐『地域間貨物輸送量の計測と予測』, 交通日本社, 東京, 昭和42年. pp. 165-179.

24) ある年の O_j 、 O_o 、 W_i および W_j は、その年以前の L_{ij} によって影響を受けるであろう。

25) ある年の L_i^* は、その年以前の O_j 、 O_o 、 W_i および D_{ij} に影響を受けるであろう。

26) ある年の O_j 、 O_o 、 W_i 、 W_j は、その年以前の L_i に影響を受けるであろう。

であろう。

$$L_{ij(t)} = f\left(L_i^*(t), \frac{O_{j(t)}}{O_o(t)}, \frac{W_{j(t)}}{W_i(t)}, D_{ij}\right) \quad (3.2)$$

ただし、添字 (t) は、各変数が t 年のものであることを示す。式 (3.1) では、各変数に添字 t がないが、以下でも、モデルをつくる際の仮定を明確に示すときには必要となると思われるこの変数の添字 (t) を省略することにする。

実際、職業安定業務月報²⁷⁾によれば、ある年に第 i 地域で新規に中学校を卒業した者のうち、職安を通して就業しようとする者 (L_i^*) の大部分は、中学校卒業後数ヶ月中に就業してしまう。しかも、ある年に第 i 地域において中学校を卒業し、職安を通して就業しようとする者²⁸⁾ (L_i^*) の大部分は、その年の L_{ij} , O_j , O_o , W_i , W_j , および D_{ij} によるというよりは、むしろ、それ以外の諸条件によって就業するかどうかを決定するように思われる。

また、ある年の第 j 地域の職安への求人数 (O_j) や、各地域 (第 i , 第 j 地域) において、職安に求人を申し出た事業所の初任給 (W_i, W_j) は、その年に第 i 地域で新規に中学校を卒業した者のうち職安を通して就業を希望する者 (L_i^*) が確定された後に決定されているとはいえない。しかも、「ある年」に職安を通して新規に就業しようとする中学校卒業者は、正確にとはいえないまでも「その年」の求人がどこにあるか、

27) たとえば、労働省職業安定局『職業安定業務月報 (特集号)』, 雇用問題研究会, 東京, 昭和38年, pp. 2-3, p. 19.

28) 主学校卒業後ただちに就業する者の中には、特に職安を通して就業する者とそうでない者があるが、前者と後者の構成比率は昭和37年では、下記の表のようになっている。

中学校卒新規就業者の構造 (昭和37年)

種 類	実 数	構成比率
中学校卒新規就業者 (A=B+C)	652,400	100.00 %
就 業 者 (B)	596,500	91.43 (=B/A)
就業しつつ進学した者 (C)	55,900	8.57 (=C/A)
職安を通さず就業した者 (D=A-E)	242,280	37.14 (=D/A)
職安を通して就業した者 (E)	410,120	62.86 (=E/A)

資料 文部省『文部統計速報』No. 99. 昭和37年, p. 6.
労働省職業安定局『職業安定業務月報 (特集号)』, 昭和38年, p. 31. 雇用問題研究会, 東京.

「その年」の初任給が各地域においていくらかであるか、また、各地域へ移動するとき、それぞれ、どの程度の移動距離が必要となるかなど、すなわち、 O_j , W_i , W_j , D_{ij} など をほぼ知った後に、就業していると考えられる。また、ある年の $L_i (= \sum_{j=1}^n L_{ij})$ は L_i^* より大にはなれないことから、たしかに L_{ij} は L_i^* から影響を受けているといえる。したがって、このような現実の状態を見るかぎり、式 (3.1) は、現実の新規就業若年労働力移動の状態を示す1つのモデルとみなすことができよう。

IV 新規就業若年労働力移動モデルの特定化

式 (3.1) で示された新規就業若年労働力移動モデルは、この分析では、つぎのような形に特定化される。すなわち、

$$L_{ij} = a_{ij} L_i^* \frac{O_j}{O_o} \left(\frac{W_j}{W_i} \right)^{b_{ij}} D_{ij}^{c_{ij}} \quad (4.1)$$

ただし、 a_{ij} , b_{ij} , c_{ij} は、 L_{ij} 特有のパラメーターである。以下に、この式 (4.1) を得た過程について述べることにする。

まず、式 (3.1) とは別に、実際に第 i 地域の中学校を卒業し、第 j 地域の事業所へ職安を通して就業した者の数 L_{ij} は、第 i 地域の中学校を卒業し、第 j 地域の事業所へ職安を通して就業することを希望する者の数 L_{ij}^* によって決定され、

$$L_{ij} = \varphi(L_{ij}^*) \quad (4.2)$$

であると仮定する。そして、 $\varphi(L_{ij}^*)$ は、新規に中学校を卒業し、職安を通して、就業を希望する者の数 (以下、新規若年労働力と呼ぶ) と職安に申し込まれた中学校卒業者の求人の数との大小関係から生じる4つの状態に対して、それぞれ決定される。その4つの状態とは、つぎのような状態 (A), (B), (C) および (D) である。

状態 (A): $\sum_{i=1}^n L_i^* \leq O_o$ であり、しかも、 $\sum_{i=1}^n L_{ij}^* \leq O_j (j=1, 2, \dots, n)$ となっている

状態

状態 (B): $\sum_{i=1}^n L_i^* \leq O_0$ であり, しかも,
 $\sum_{i=1}^n L_{ij}^* \leq O_j (j=1, 2, \dots, n)$ となっている

状態

状態 (C): $\sum_{i=1}^n L_i^* > O_0$ であり, しかも,
 $\sum_{i=1}^n L_{ij}^* \leq O_j (j=1, 2, \dots, n)$ となっている

状態

状態 (D): $\sum_{i=1}^n L_i^* > O_0$ であり, しかも,
 $\sum_{i=1}^n L_{ij}^* \geq O_j (j=1, 2, \dots, n)$ となっている

状態

第1図は, $n=2$ のときの各状態を示した図である。

状態 (A) では, 新規若年労働力に対する就業機会が十分にある。したがって実際に, 第 i 地域に発生し, 第 j 地域で就業し得る新規若年労働力 L_{ij} は, L_{ij}^* に等しくなる。すなわち, 式 (4.2) は

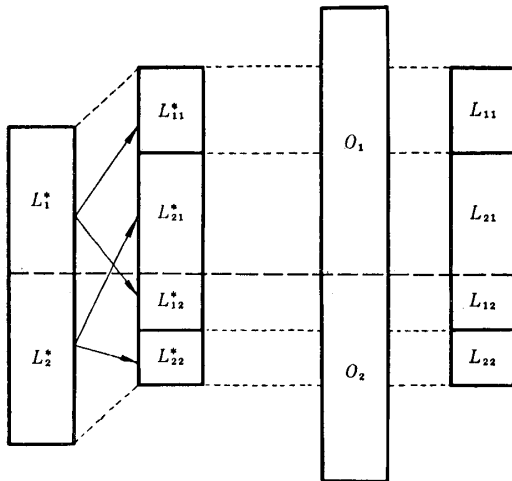
$$L_{ij} = L_{ij}^* \quad (4.3)$$

という形になる。

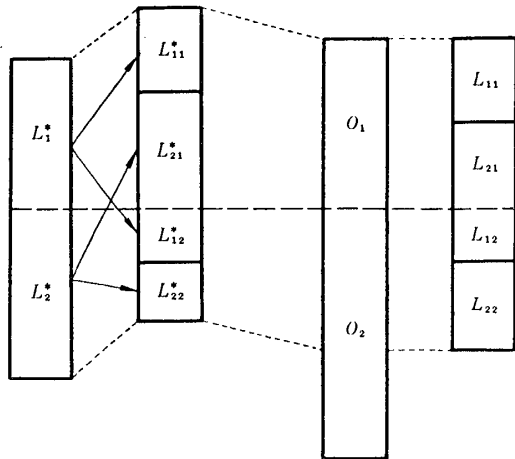
状態 (B) では, 全地域の新規若年労働力の総量に対する全地域の実業機会の総量は十分であるが, 新規若年労働力の地域的配分が不適當で

第1図 $\sum_{i=1}^n L_i^*, O_0$ 間および $\sum_{i=1}^n L_{ij}^*, O_j$ 間の関係によって区別される4つの状態

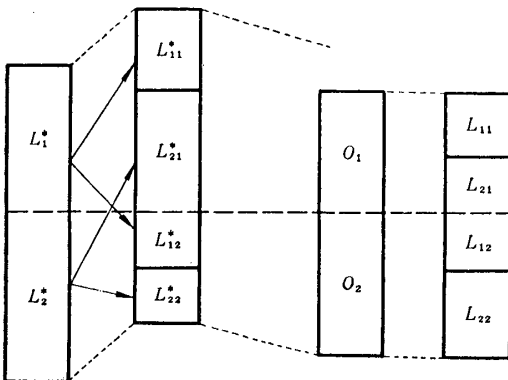
状態 (A)



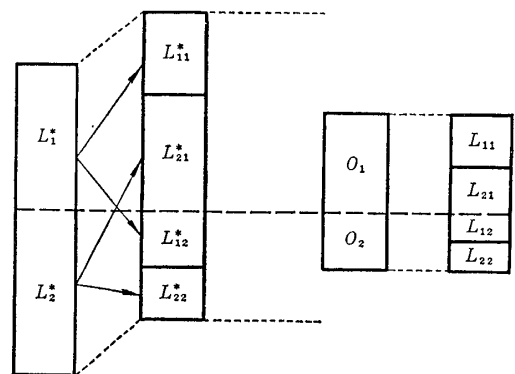
状態 (B)



状態 (C)



状態 (D)



注 観察の対象となった全地域を2個の地域に分けたときの状態 (A), (B), (C) および (D) を示した。

□ : 新規若年労働力, 新規就業若年労働力, または就業機会の量。

..... : 各種の量の比較のために引かれた線 (この種の2本の線ではさまれた部分の量は等しいものとする)

--- : 第1地域と第2地域の各種の量が図形上接している位置を示す線。

区→区: X という新規若年労働力が Y という新規若年労働力になることを示す記号。

なお, ここでは, いずれの状態 (状態 (A), (B), (C), (D)) においても, $\sum_{i=1}^n L_{ij} = O_j$ となると仮定した。

ある。したがって、ある地域では、 L_{ij}^* に対して就業機会が不足し、ある地域では十分となる。このときには、新規若年労働力の地域的再配分が起り、式 (4.2) は、

$$L_{ij} = k_{ij}^{(B)} L_{ij}^* \quad (4.4)$$

となる。ただし、 $k_{ij}^{(B)}$ とは、0 より大きく、

$$\sum_{i=1}^n L_{ij} \leq O_j \quad (4.5)$$

とさせるような L_{ij}^* 特有の係数である。なお、このとき、

$$\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n L_{ij} \leq \sum_{i=1}^n L_i^* \quad (4.6)$$

であると仮定し、この式の不等号が成立するような場合には、 $\sum_{i=1}^n L_i^*$ 中の一部には就業しない者が現われるものとする。

状態 (C) では、全地域の新規若年労働力の総量に対する全地域の実業機会の総量は不十分であるが、新規若年労働力の地域的配分の過程を通じて、ある地域では、その地域に就業しようとする新規若年労働力に対して十分な就業機会が用意される。このときにも、新規若年労働力の地域再配分が起り、式 (4.2) は、

$$L_{ij} = k_{ij}^{(C)} L_{ij}^* \quad (4.7)$$

となる。ただし、 $k_{ij}^{(C)}$ とは、0 より大きく、

$$\sum_{i=1}^n L_{ij} \leq O_j \quad (4.8)$$

とさせるような L_{ij}^* 特有の係数である。なお、この状態では、つねに、

$$\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n L_{ij} < \sum_{i=1}^n L_i^* \quad (4.9)$$

である。したがって、就業できない新規若年労働力が現われる。

状態 (D) では、新規若年労働力に対する就業機会が、各地域において不足していると同時に、全地域においても、不足している。この状態では、式 (4.2) は、

$$L_{ij} = k_{ij}^{(D)} L_{ij}^* \quad (4.10)$$

となる。ただし、 $k_{ij}^{(D)}$ とは、0 より大きく、

$$\sum_{i=1}^n L_{ij} = O_j \quad (4.11)$$

とさせるような L_{ij}^* 特有の係数である。この

状態では、いうまでもなく、

$$\sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n L_{ij}^* - \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n L_{ij}$$

だけの就業し得ない者が現われる。

したがって、一般に、式 (4.2) は、

$$L_{ij} = k_{ij} L_{ij}^* \quad (4.12)$$

と書くことができる。状態 (A)、(B)、(C) および (D) では、それぞれ、 k_{ij} が、1、 $k_{ij}^{(B)}$ 、 $k_{ij}^{(C)}$ および $k_{ij}^{(D)}$ となっている。

式 (4.3)、(4.4)、(4.7)、(4.10) および (4.12) によって、まず、状態 (A)、(B)、(C) および (D) の各状態における L_{ij} と L_{ij}^* との各関係を示したが、つぎに、 L_{ij}^* の大きさの決定機構に関して、以下のような仮定をもうけることにする。

仮定(1) L_{ij}^* は、 L_i^* 、第 i 地域において評価された第 j 地域の新規若年労働力の就業機会の大きさ $O_j^{(i)}$ 、および第 i 地域において評価された第 j 地域の新規若年労働力の初任給 $W_j^{(i)}$ によって決定される。すなわち、

$$L_{ij}^* = g(L_i^*, O_j^{(i)}, W_j^{(i)}), (i \neq j) \quad (4.13)$$

そして、これを、

$$L_{ij}^* = s_{ij} L_i^* O_j^{(i)} (W_j^{(i)})^{p_{ij}}, (i \neq j) \quad (4.14)$$

のように特定化する。ただし、 s_{ij} 、 p_{ij} は、 L_{ij}^* 特有のパラメーターである。 p_{ij} は、賃金差説に従えば、正の値をもつ。また、 s_{ij} は、仮定 (2) における式 (4.20) の右辺で示される比率である。

なお、

$$L_{ii}^* = L_i^* - \sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n L_{ij}^* (\geq 0) \quad (4.15)$$

とする。したがって、

$$\sum_{\substack{j=1 \\ j \neq i}}^n L_{ij}^* \leq L_i^* \quad (4.16)$$

が成立するように s_{ij} および p_{ij} が決定されるものとする。

仮定(2) $O_j^{(i)}$ は、 O_j の O_0 に対する比率で示される。すなわち、

$$O_j^{(i)} = \frac{O_j}{O_0} \quad (4.17)$$

この仮定を式 (4.14) に代入すれば、

$$L_{ij}^* = s_{ij} L_i^* \frac{O_j}{O_0} (W_j^{(i)})^{p_{ij}}, (i \neq j) \quad (4.18)$$

を得る。ここで、 $s_{ij}=1$, $W_j^{(i)}=1$ としたときに得られる L_{ij}^* の値を L_{ij}^{**} とすれば、

$$L_{ij}^{**} = L_i^* \frac{O_j}{O_0}, (i \neq j) \quad (4.19)$$

となるが、この L_{ij}^{**} は、 L_i^* を丁度 O_j ($j=1, 2, \dots, n$) の大きさに比例して第1地域から第 n 地域へ配分したときの値である。したがって、 s_{ij} とは、 $W_j^{(i)}=1$ のときの L_{ij}^* の L_{ij}^{**} に対する比率であると考えられる。すなわち、

$$s_{ij} = \frac{L_{ij}^*}{L_{ij}^{**}}, (i \neq j) \quad (4.20)$$

である (したがって、 $s_{ij} > 0$ である)。

仮定(3) $W_j^{(i)}$ は、 W_j の W_i に対する比率と新規若年労働力が就業のために第 i 地域から第 j 地域に移動する際に必要となる新規若年労働力1あたり費用 M_{ij} によって決定される。

$$W_j^{(i)} = h \left(\frac{W_j}{W_i}, M_{ij} \right), (i \neq j) \quad (4.21)$$

そして、これを、

$$W_j^{(i)} = q_{ij} \left(\frac{W_j}{W_i} \right)^{\beta_{ij}} M_{ij}^{\gamma_{ij}}, (i \neq j) \quad (4.22)$$

のように特定化する。ただし、 $q_{ij}, \beta_{ij}, \gamma_{ij}$ は、 $W_j^{(i)}$ 特有のパラメーターである。 W_i に対して W_j が大であるほど $W_j^{(i)}$ が大であるとするれば、 q_{ij}, β_{ij} はともに正の値でなければならない。 γ_{ij} の符号は後に判断する。

式(4.22)を式(4.18)に代入すれば、

$$L_{ij}^* = t_{ij} L_i^* \frac{O_j}{O_0} \left(\frac{W_j}{W_i} \right)^{\beta_{ij}} M_{ij}^{\gamma_{ij}}, (i \neq j) \quad (4.23)$$

を得る。ただし、 $t_{ij} = s_{ij} q_{ij}$, $b_{ij} = \beta_{ij} p_{ij}$, $c_{ij} = \gamma_{ij} p_{ij}$ である。

仮定(4) 人口移動を説明するためにつくられた引力モデルによれば、人口移動の量を説明する要因の中に移動距離が含まれる²⁹⁾。この移動距離は、人が移動する際に必要となる人1人あたり移動費用を示す1つの指標として用いられているものであるとみなし得る。ここで、労働力の移動費用の指標としても、この引力モデル

のように、労働力の移動距離が用いられ得ると考えれば、式(4.21)の M_{ij} も新規労働力人口の移動距離 D_{ij} の関数、すなわち、

$$M_{ij} = \Psi(D_{ij}), (i \neq j) \quad (4.24)$$

と仮定することができる。そして、これを特に、

$$M_{ij} = u_{ij} D_{ij}, (i \neq j) \quad (4.25)$$

のように特定化することにする。ただし、 $u_{ij} (>0)$ は M_{ij} 特有のパラメーターである。これを、式(4.22)に代入すれば、

$$L_{ij} = a_{ij} L_i^* \frac{O_j}{O_0} \left(\frac{W_j}{W_i} \right)^{b_{ij}} D_{ij}^{c_{ij}}, (i \neq j) \quad (4.26)$$

を得る。ただし、 $a_{ij} = t_{ij} u_{ij} c_{ij} (>0)$ である。また、仮定(1)の s_{ij} と p_{ij} に対する条件からパラメーター a_{ij}, b_{ij} および c_{ij} の値は、 $\sum_{j=1, j \neq i}^n L_{ij}^* \geq L_i^*$ という条件が満足されるように決定される。

現在知られている人口移動を説明するための引力モデルは、一般に

$$P_{ij} = \{f(P_i, P_j)\} D_{ij}^{\mu} \quad (4.27)$$

で示されるが、この式の D_{ij} の影響力を示すパラメーター μ の値は負であるので、ここでも、 D_{ij} の影響力を示すパラメーター c_{ij} の値は負であるとする。ただし、式(4.27)において、 P_{ij} は、第 i 地域から第 j 地域への移動人口、 P_i および P_j は、それぞれ、第 i 地域および第 j 地域の人口である。

なお、式(4.14)の p_{ij} の値は正であったから、式(4.22)の γ_{ij} の値も負でなければならない ($c_{ij} = \gamma_{ij} p_{ij} < 0, p_{ij} > 0 \therefore \gamma_{ij} < 0$)。

式(4.26)を式(4.12)に代入すれば、

$$L_{ij} = k_{ij} a_{ij} L_i^* \frac{O_j}{O_0} \left(\frac{W_j}{W_i} \right)^{b_{ij}} D_{ij}^{c_{ij}}, (i \neq j) \quad (4.28)$$

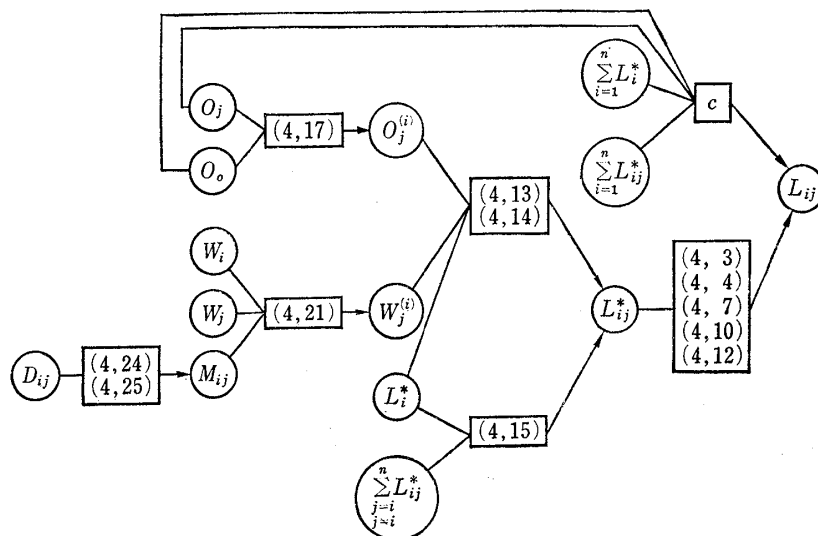
となる。ここで、もしも、状態(A)が成立していると仮定すれば、 $k_{ij}=1$ となり、 L_{ij} の値は、式(4.26)の右辺と同一になる。すなわち、

$$L_{ij} = a_{ij} L_i^* \frac{O_j}{O_0} \left(\frac{W_j}{W_i} \right)^{b_{ij}} D_{ij}^{c_{ij}}, (i \neq j) \quad (4.29)$$

これが、式(4.1)である。したがって、式(4.1)は、式(3.1)を特定化することによって得ら

29) この点については、すでに、Ⅲにおいて触れた。

第2図 各変数間の相互関係を示す図



注 ④—□→④, ④/④>□→④ 等は変数 A, あるいは A, B 等が変数 a を □ 内の式, あるいは条件を通して決定することを示す. □内の文字は, 式の番号, または条件を示す(c は状態 (A), (B), (C) および (D) に与えられた条件).

れた式のうちでも状態 (A) の成立しているときにのみ得られる特別の式であるといえる。

式 (4.1) を導くために, ここで, $O_j^{(i)}, W_j^{(i)}$ という新しい変数を導入したが, これらの変数をも含めて, 各種の変数間の関係を示す図をつくってみると第2図のようになる。

V 現実の新規就業若年労働力移動量に適用されたモデル

式 (4.1) あるいは式 (4.28) によって示される新規就業若年労働力移動モデルにおいては, パラメーターが, すべて, L_{ij} 特有のものになっている。したがって, このモデルのパラメーターの値を実際に求めることは困難である。しかし, ここで, いくつかの仮定をつけ加えることによって, このモデルのパラメーターを, その値が推定し得るようなものに変えることができる。

式 (4.1), あるいは (4.28) のパラメーター a_{ij}, b_{ij} および c_{ij} は, それぞれ, つぎのようなものであると考えられる。すなわち, a_{ij} は, $W_j/W_i=1$ (あるいは $W_j=W_i$) であり, しかも $D_{ij}=1$ であるとき, 比率 $L_{ij}/(L_i^* \frac{O_j}{O_o})$ が示す L_{ij} 特有の値, b_{ij} は, W_j/W_i に対する L_{ij}

特有の弾力性, c_{ij} は, D_{ij} に対する L_{ij} 特有の弾力性と考えられる。ところが, いま, もし, ある年に第 i 地域から流出する新規就業若年労働力の量は, どのような地域へ流出するものも, すべて同じパラメーターの値をもつ式で示されたと仮定してみよう。いいかえれば, ある年に就業のために第 i 地域から他地域へ地域間移動をおこなう新規就業若年労働力は, その新規就業若年労働力特有の行動様式をもつと仮定してみよう。このとき, ある添字 i をもつパラメーター a_{ij}, b_{ij} および c_{ij} は, すべてたがいに相等しい値をもつことになる。すなわち,

$$a_{i1}=a_{i2}=\dots\dots\dots=a_{in}=a_i. \quad (5.1)$$

$$b_{i1}=b_{i2}=\dots\dots\dots=b_{in}=b_i. \quad (5.2)$$

$$c_{i1}=c_{i2}=\dots\dots\dots=c_{in}=c_i. \quad (5.3)$$

そして, 式 (4.1) は,

$$L_{ij}=a_i \cdot L_i^* \frac{O_j}{O_o} \left(\frac{W_j}{W_i} \right)^{b_i} D_{ij}^{c_i}. \quad (5.4)$$

となる (これをモデル I と呼ぶことにする)。

これに対して, もし, ある年に第 j 地域へ流入する新規就業若年労働力の量は, どのような地域から流入するものも, すべて同じパラメーターの値をもつ式で示されると仮定してみよう。いいかえれば, ある年に就業のために第 j 地域

へ他地域から地域間移動をおこなう新規就業若年労働力は、その新規就業若年労働力特有の行動様式をもつと仮定してみよう。このとき、ある添字 j をもつパラメーター a_{ij} , b_{ij} および c_{ij} は、すべてたがいに相等しい値をもつことになる。すなわち、

$$a_{1j}=a_{2j}=\dots\dots\dots=a_{nj}=a_{.j} \quad (5.5)$$

$$b_{1j}=b_{2j}=\dots\dots\dots=b_{nj}=b_{.j} \quad (5.6)$$

$$c_{1j}=c_{2j}=\dots\dots\dots=c_{nj}=c_{.j} \quad (5.7)$$

そして、式 (4.1) は、

$$L_{ij}=a_{.j}L_i^*\frac{O_j}{O_o}\left(\frac{W_j}{W_i}\right)^{b_{.j}}D_{ij}^{c_{.j}} \quad (5.8)$$

となる（これをモデルⅡと呼ぶことにする）。

さらに、ある年に現われたすべての地域間移動をおこなう新規就業若年労働力は、その新規就業若年労働力特有の行動様式をもち、したがって、いかなる添字 i , j をもつパラメーター a_{ij} , b_{ij} および c_{ij} も、それぞれ、ある共通の値 a , b および c に等しい値をもつ、すなわち、

$$a_{ij}=a \quad (i \neq j, i, j=1, 2, \dots, n) \quad (5.9)$$

$$b_{ij}=b \quad (i \neq j, i, j=1, 2, \dots, n) \quad (5.10)$$

$$c_{ij}=c \quad (i \neq j, i, j=1, 2, \dots, n) \quad (5.11)$$

と仮定すれば、式 (4.1) は、

$$L_{ij}=aL_i^*\frac{O_j}{O_o}\left(\frac{W_j}{W_i}\right)^bD_{ij}^c \quad (5.12)$$

となる（これをモデルⅢと呼ぶことにする）。

式(4.1)から得られた、これら3種の式(5.4), (5.8) および (5.12) のパラメーター $a_{i.}$, $b_{i.}$, $c_{i.}$, $a_{.j}$, $b_{.j}$, $c_{.j}$ および a , b , c は、それぞれ、統計的に推定することができる。すなわち、 $a_{i.}$, $b_{i.}$, $c_{i.}$ は、第 i 地域の中学校を卒業し、その地域から流出した新規就業若年労働力 L_{ij} とこれを説明する諸変数 (L_i^* , O_j , O_o , W_i , W_j および D_{ij}) の各値、 $a_{.j}$, $b_{.j}$, $c_{.j}$ は第 j 地域に流入する新規就業若年労働力 L_{ij} とこれを説明する諸変数の各値、 a , b , c は、就業のため地域間移動をおこなうすべての新規就業若年労働力 L_{ij} とこれを説明する諸変数の各値によって、それぞれ求めることができる。Ⅵにおいて、実際に、このパラメーターの値を推定した結果について述べることにする。

Ⅵ モデルのパラメーターの推定

式 (4.1) で示されるモデルは、

$$\log \frac{L_{ij}O_o}{L_i^*O_j} = \log a_{ij} + b_{ij} \log \left(\frac{W_j}{W_i} \right) + c_{ij} \log D_{ij} \quad (6.1)$$

の形に変形できるから、式 (5.4), (5.8) および (5.12) で示されるモデルⅠ, Ⅱ, Ⅲも、それぞれ、同様に、

モデルⅠ

$$\log \frac{L_{ij}O_o}{L_i^*O_j} = \log a_{i.} + b_{i.} \log \left(\frac{W_j}{W_i} \right) + c_{i.} \log D_{ij} \quad (6.2)$$

モデルⅡ

$$\log \frac{L_{ij}O_o}{L_i^*O_j} = \log a_{.j} + b_{.j} \log \left(\frac{W_j}{W_i} \right) + c_{.j} \log D_{ij} \quad (6.3)$$

モデルⅢ

$$\log \frac{L_{ij}O_o}{L_i^*O_j} = \log a + b \log \left(\frac{W_j}{W_i} \right) + c \log D_{ij} \quad (6.4)$$

という形に変形することができる。ここでは、この形を用いて、各種のパラメーター ($a_{i.}$, $b_{i.}$, $c_{i.}$, $a_{.j}$, $b_{.j}$, $c_{.j}$, a , b , c) の値を推定することにする。

ここで推定しようとするパラメーターの値は、昭和37年3月に新規に中学校を卒業し、職安を通して就業した者（これを昭和37年新規就業若年労働力と呼ぶ）の地域間移動量に関するものである。この解析に用いられた発生地域、就業地域別昭和37年新規就業若年労働力 L_{ij} （発生地域の定義については第1表の注を参照のこと）は、第1表に示されるとおりである。ここでは、わが国全体が17個の地域（この地域区分についてはⅧで述べる）に分けられているが、この表は、都道府県別地域区分によって作られた職業安定業務月報³⁰⁾の値からつくられたものである。モデルⅠのパラメーターは、この表の各横欄の数字群に対して得られるものであり、モデルⅡのパラメーターは、この表の各縦欄の数字群に対し

30) 労働省職業安定局調査課、前掲書、p. 25.

第1表 昭和37年3月の中学校卒業生中職安を通して就業した者の地域間移動量 (単位 人)

就業 地域 発生 地域	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	合 計
1	13,746			1	1	97	1,352	13	416	340	16	8	61			1		16,052
2	142	4,776	25			795	11,112	235	2,281	1,178	138	8	87			1		20,778
3	6		36,380	4		734	10,321	106	985	43	37							18,653
4	11		137	9,426		374	7,321	224	2,043	1,156	610	25	157					21,484
5			2		18,832	10,614	118	134										29,700
6					42	46,865	23	10					1					46,941
7		2	2	2	336	4,659	16,960	1,953	275	608			15					24,812
8	1				8	516		133,015	41	284			66					33,932
9					4	717	10	2,893	18,366	481	6	1,206						23,689
10						84		1,628	115	8,956	54	957						11,794
11						12		234	3	502	821	2,502						5,622
12				2	17			14	22	104	92	38,279	22		1			38,553
13						150	1	972	372	297	111	3,974	1,906	407	1	18		8,209
14					1	242		487	141	85	48	4,488	21	16,286	28	7	1	21,835
15					24	449		2,420	288	315	170	10,120		1,189	8,714	7		23,696
16					15	1,295	2	7,400	802	132	138	4,118	27	741		12,535	36	27,242
17				3	37	1,760	13	12,029	3,764	985	618	12,020		713	29	415	4,742	37,128
合 計	13,906	4,781	6,547	9,436	21,301	97,486	17,706	68,914	26,906	13,098	4,099	78,085	1,976	19,337	8,776	12,987	4,779	410,120

注 発生地域とは新規就業若年労働力となる者が卒業した中学校がある地域である。この表における発生地域、および就業地域の欄の数字は、それぞれの各地域の地域番号である。また、この表における番号 i をもつ発生地域の欄と番号 j をもつ就業地域の欄との交った欄の数字は、第 i 地域の中学校を卒業し、第 j 地域の事業所に就業した者の数である。

資料 労働省職業安定局調査課『職業安定業務月報（特集号）』、雇用問題研究会、昭和38年、p. 25。

て得られたものである。そして、モデルⅢのパラメーターは、この表のすべての数字に対して得られたものである（ただし、いずれも、 L_{ii} の値は無視される）。

ところで、第1表から知られるように、 L_{ij} ($i \neq j$) の中には、0 となっているものがある。パラメーターの算定の際には、この値をもつ L_{ij} は、考察の対象から除外された³¹⁾。

なお、モデルⅠ—Ⅲは、式(4.27)から式(4.28)を導く過程から知られるように、新規若年労働力とそれに与えられる就業機会との間にⅣで述べた状態(A)で示される状態が存在していなければ成立し得ないと考えられるから、ここで、昭和37年においてこのような状態が成立したかどうかを検討しておこう。

状態(A)とは、「 $\sum_{i=1}^n L_{ij}^* \leq O_j$ 」であり、しかも $\sum_{i=1}^n L_{ij}^* \leq O_j$ である」という状態であるから、まず、 O_j を各地域の職安に申し込まれた

第2表 昭和37年において職安を通して就業した就業地域別新規若年労働力 $\left(\sum_{i=1}^n L_{ij}\right)$ および就業機会(求人数) (O_j) および充足率 $\left(\sum_{i=1}^n L_{ij}/O_j\right)$ (単位 人)

地域番号	$\sum_{i=1}^n L_{ij}$	O_j	$\sum_{i=1}^n L_{ij}/O_j$
1	13,906	27,520	0.51
2	4,781	14,718	0.32
3	6,547	16,499	0.40
4	9,436	26,814	0.35
5	21,301	57,816	0.37
6	97,486	355,383	0.27
7	17,706	54,444	0.33
8	68,914	289,216	0.24
9	26,906	77,749	0.35
10	13,098	36,815	0.36
11	4,099	18,004	0.23
12	78,085	281,364	0.28
13	1,976	4,324	0.46
14	19,337	53,952	0.36
15	8,776	25,037	0.35
16	12,987	27,234	0.48
17	4,779	12,181	0.39
合 計	410,120 $\left(\sum_{i=1}^n L_{ij}^*\right)$	1,399,070 (O_o)	0.29

注 $\sum_{i=1}^n L_{ij}/O_j$ は「充足率」であり、この値がすべて1より小さいとき状態(A)が成立する。

資料 労働省職業安定局調査課『職業安定業務月報（特集号）』、雇用問題研究会、昭和38年、p. 25, p. 31。

31) $L_{ij}=0$ のとき、 $\log L_{ij}$ は意味がない。

この年の中学校新規卒業者に対する求人数、 O_o を O_j の総計とし、つぎに、この年に就業を希望したものは全部就業できたものと仮定して（この仮定は、中学校卒業者の求職数に対してそれに対する求人数の多かったこの年に対しては十分許される仮定といえよう）、 $\sum_{i=1}^n L_i^*$ をこの年に中学校を新規に卒業し、就業した者の数、 $\sum_{i=1}^n L_{ij}^*$ をこの年に中学校を新規に卒業し、第 j 地域に就業した者の数として、上記の関係が成立しているかどうかを検討すると、第2表のようになり、この年には状態（A）が成立していることがわかる。したがって、この年には、少なくとも、モデルⅠ—Ⅲの成立する基本的条件がととのえられているということがいえる。

モデルⅠ—Ⅲのパラメーターを最小2乗法を

第3.1表 モデルⅠのパラメーターの値、その標準誤差および重相関係数 R

地域番号 (i)	$\log a_i$	b_i	c_i	R^2
1	-22.885	20.225** (5.076)	-6.583 (4.048)	0.819**
2	-27.233	18.687 (11.203)	-4.692* (1.852)	0.423*
3	-20.108	10.880 (6.758)	-1.156 (1.103)	0.335
4	-31.449	8.467 (6.083)	-1.900* (0.723)	0.806**
5	9.672	-1.299 (6.704)	-3.642 (0.975)	0.305
6	15.240	-6.053 (2.078)	-2.778 (1.931)	0.999*
7	-1.550	3.581 (7.520)	-2.981 (1.632)	0.552*
8	-32.235	20.654 (12.275)	-0.308 (1.173)	0.492
9	-29.313	15.008 (8.825)	-0.739 (1.807)	0.574*
10	48.040	-21.876 (19.506)	-2.125 (0.888)	0.818*
11	3.267	1.739 (11.722)	-3.435 (1.703)	0.721
12	-0.842	3.655 (8.037)	-3.500 (1.244)	0.681*
13	-34.753	19.593* (5.848)	-2.250* (0.950)	0.653**
14	-42.047	23.652* (8.445)	-2.739 (1.174)	0.198
15	-27.559	15.409** (3.586)	-2.000* (0.550)	0.860**
16	-20.882	21.053 (10.342)	-4.810* (1.788)	0.454*
17	-28.247	21.240** (4.968)	-2.278* (0.787)	0.687**

注 第3.2表の注を参照のこと。

用いて算出した結果、第3.1、3.2、3.3表のようになった。また、 $\log \frac{L_{ij}O_o}{L_i^*O_j}$, $\log \frac{W_j}{W_i}$, および $\log D_{ij}$ の間の重相関係数の値も、これらの表に示されるように推定された。これらの表から知られるように、第3.1表および第3.2表の大部分の重相関係数が有意水準5%以下で有意であり、第3.3表の重相関係数も有意水準1%であること（これらの各表においては重相関係数は決定係数によって間接的に示されている）、ならびに、Ⅶにおいて述べるように、各パラメーターの推定値の符号もモデルを構築するとき用いられた仮定から得られる各パラメーターの値の符号

第3.2表 モデルⅡのパラメーターの値、その標準誤差および重相関係数 R

地域番号 (j)	$\log a_j$	b_j	c_j	R^2
1	-2.157	7.553* (0.505)	-3.632* (0.159)	0.800
2	—	—	—	—
3	-15.207	9.600* (1.858)	-2.319 (0.234)	0.790*
4	-16.060	7.934 (2.281)	-0.748 (0.122)	0.829
5	-36.922	20.150** (1.296)	-1.939** (0.174)	0.818**
6	-33.013	17.358** (1.578)	-1.444** (0.170)	0.546**
7	-31.464	16.168** (2.065)	-1.125** (0.258)	0.742**
8	-185.039	120.093** (1.538)	-24.017** (0.076)	0.377*
9	-26.356	12.458** (1.301)	0.037 (0.226)	0.742**
10	-13.828	7.793** (1.522)	-1.004** (0.201)	0.129
11	0.091	0.367** (0.407)	-0.630** (0.189)	0.122
12	-39.809	23.692** (2.271)	-4.009** (0.327)	0.333*
13	-5.550(*)	2.762(*)	-0.234(*)	—
14	6.490	6.328 (8.029)	-2.930* (0.509)	0.827*
15	-31.218	16.155* (5.037)	-0.798 (0.834)	0.193
16	24.945	13.440 (7.840)	0.047 (1.556)	0.277
17	—	—	—	—

注 (*) は3組の資料から得られたものである。

— は値が求められないことを示す。

*, ** はそれぞれ有意水準5%, 1% で有意であることを示す。

() 内の数字がパラメーターの標準誤差である。

第3.3表 モデルⅢのパラメーターの値、その標準偏差および重相関係数 R

地 域	$\log a$	b	c	R^2
全 地 域	0.183	1.044** (0.447)	- 1.319** (0.261)	0.172

注 第3.2表の注を参照のこと。

とよく一致している。このことから判断するかぎり、モデルⅠ—Ⅲは、現実の新規就業若年労働力の地域間移動を比較的良好に説明しているように思われる。しかし、モデルが現実の新規就業若年労働力の地域間移動をよく説明しているかどうかをより厳密に判断するには、さらにモデルのパラメーターの推定値についての検討が必要となるが、この検討は、特にⅦにおいておこなうことにする。

なお、第3.1—3.2表の各種パラメーターならびに重相関係数を算出するためには、地域間距離 D_{ij} および各地域の中学校卒新規就業者の初任給が必要となるが、これらの値については、ⅧおよびⅨにおいて説明することにする。

Ⅶ モデルの適用結果に対する考察

Ⅵで示した各種パラメーターの推定結果によれば、つぎのようなことが知られる。

(1) パラメーターの符号について

モデル構築の際の諸仮定によれば、パラメーター $a_{i.}, a_{.j}, a, b_{i.}, b_{.j}$ および b の値は正であり、パラメーター $c_{i.}, c_{.j}$ および c の値は負でなければならない。すなわち、 W_j/W_i が増加するにつれて L_{ij} は増大し、 D_{ij} の増大につれて L_{ij} は減少するという仮定の下に新規就業若年労働力地域間移動モデルが構築された。

第3.1—3.3表によれば、 $a_{i.}, a_{.j}, a$ はすべて正 $b_{i.}, b_{.j}$ および b の値の中には、いくつか負の値を示すものもあるが、ほとんどのものが正である。したがって、 $a_{i.}, a_{.j}, a$ に対する仮定は完全に満足され $b_{i.}, b_{.j}$ および b に対する仮定はほぼ満足されているといえよう。また、 $c_{i.}, c_{.j}$ および c の値の中には、いくつか正の値をもつものもあるが、ほとんどのものが負である。したがって、 $c_{i.}, c_{.j}$ および c に対する仮定もほぼ満足されているといえよう。

(2) パラメーターの値の検定結果について

モデルⅠとモデルⅡとによって、発生地域（新規若年労働力となった者が卒業した中学校の所在地）別、ならびに就業地域（新規若年労働力となったものが就業した地域）別の新規就業若年労働力の行動様式を解析した結果、きわめて興味ある結果が得られた。

第4表は、モデルⅠとモデルⅡにおけるパラメーター $b_{i.}, b_{.j}, c_{i.}, c_{.j}$ のうち有意水準5%および1%によって有意とみなされたものを、それぞれ*および**の印で示し、また、有意とみなされなかったものを—の印で示し、それらを発生地域別、就業地域別に並べたものである。

第4表 モデルⅠとⅡのパラメーターの検定結果

モ デ ル Ⅰ			モ デ ル Ⅱ		
発生地域 の 番 号	$b_{i.}$	$c_{i.}$	就業地域 の 番 号	$b_{.j}$	$c_{.j}$
1	**	—	1	*	*
2	—	*	2	—	—
3	—	—	3	*	*
4	—	*	4	—	—
5	—	—	5	**	**
6	—	—	6	**	**
7	—	—	7	**	**
8	—	—	8	**	**
9	—	—	9	**	—
10	—	—	10	**	**
11	—	—	11	**	**
12	—	—	12	**	**
13	*	*	13	—	—
14	*	—	14	—	*
15	**	*	15	*	—
16	—	*	16	—	—
17	**	*	17	—	—

注 * および — は本文および第3.1—3.3表を参照のこと。

るが、この表によれば、およそ、つぎのようなことがいえる。すなわち、ある地域を「発生地域」としてもつ新規就業若年労働力にモデルⅠをあてはめたとき、そのモデルのパラメーターが統計的に有意とみなされる場合には、その地域を「就業地域」としてもつ新規就業若年労働力にモデルⅡをあてはめたとき、そのモデルのパラメーターは有意となっていず（第13ならびに第17地域の各地域を「発生地域」、「就業地域」としてもつ新規就業若年労働力に関するパラメーターがこのような状態にある）、逆に、ある地域を「発

生地域」としてもつ新規就業若年労働力にモデルⅠをあてはめたとき、そのモデルのパラメーターが有意とみなされない場合には、その地域を「就業地域」としてもつ新規就業若年労働力にモデルⅡをあてはめたとき、そのモデルのパラメーターは有意となる（第3, 第5, 第6, 第7, 第8, 第10, 第11, 第12地域の各地域を「発生地域」、「就業地域」としてもつ新規就業若年労働力に関するパラメーターがこのような状態にある）傾向がある。

このことは、つぎのように解釈することができよう。すなわち、ある地域から流出する新規若年労働力とその労働力特有の行動様式をもつとき、その地域へ流入する新規若年労働力には、その労働力特有の行動様式が見られず、逆に、ある地域へ流入する新規若年労働力とその労働力特有の行動様式をもつとき、その地域から流出する新規若年労働力には、その労働力特有の行動様式は見られない（ここでは、重相関係数が有意水準5%で有意であり、 $b_{i.}, c_{i.}$ がともに有意水

第5表 昭和37年の職安を通して就業した L_i, O_j および O_i/L_i

地域番号 (i, j)	L_i	O_j	$O_i/L_i (i=j=l)$	地域の種類
1	16,052	27,520	1.71	—
2	20,778	14,718	0.71	—
3	18,653	16,499	0.88	Ⅱ
4	21,484	26,814	1.25	—
5	29,700	57,816	1.95	Ⅱ
6	46,941	355,383	7.57	Ⅱ
7	24,812	54,444	2.20	Ⅱ
8	33,932	289,216	8.52	Ⅱ
9	23,689	97,749	4.13	—
10	11,794	36,815	3.12	—
11	5,622	18,004	3.20	—
12	38,553	281,364	7.29	Ⅱ
13	8,209	4,324	0.53	Ⅰ
14	21,835	53,952	2.47	—
15	23,696	25,037	1.06	Ⅰ
16	27,242	27,234	1.00	—
17	37,128	12,181	0.33	Ⅰ
全地域	410,120	1,399,070	3.41§	

注 Ⅰとは、モデルⅠがよくあてはまる新規就業若年労働力が流出する地域を、Ⅱとは、モデルⅡがよくあてはまる新規就業若年労働力が流入する地域を示す。

— とは、ⅠでもⅡでもない地域を示す。

§ この値は $\sum_{i=1}^n O_i / \sum_{i=1}^n L_i$ である。

準5%で有意とみなされたときモデルⅠがあてはめられたと考え、重相関係数が有意水準5%で有意であり、 $b_{.j}, c_{.j}$ がともに有意水準5%で有意とみなされたときモデルⅡがあてはめられたと考える。

また、第4表から、モデルⅠがよくあてはまるような新規就業若年労働力が流出する地域の数よりも、モデルⅡがよくあてはまるような新規就業若年労働力が流入する地域の数の方が多いことも知られる。しかも、モデルⅡがよくあてはまるような新規就業若年労働力が流入する地域は、近畿地方より東側の地方に属する地域に多くみだされる。この地域の特徴の1つとして、第5表に示されるように、 O_i が $L_i (i=1, 2, \dots, n)$ にくらべて非常に大きいことが指摘される。すなわち、モデルⅠのよくあてはまるような新規若年労働力が流入する地域の O_i/L_i の中位数は0.53であるのに対して、モデルⅡのよくあてはまるような新規若年労働力が流出する地域の場合は4.75である。このことは、モデルⅡは、新規若年労働力の地域間の移動がない場合における求人倍率 (O_i/L_i) が高い地域、いいかえれば、他の地域から大きな新規若年労働力の供給を受ける必要のある地域に流入する新規若年労働力によくあてはまり、そのような地域以外の地域に流入する新規若年労働力にはよくあてはまらないこと、また、モデルⅠは、上記求人倍率 (O_i/L_i) が低い地域、いいかえれば、あまり、他の地域から新規若年労働力の供給を受ける必要のない地域から流出する新規若年労働力によくあてはまり、そのような地域以外の地域から流出する新規若年労働力にはよくあてはまらないことを示していると考えることができよう。

なお、モデルⅢのパラメーターも有意水準1%,あるいは0.5%で有意と判断されていることから、わが国の昭和37年新規若年労働力の地域間移動は、ほぼ、モデルⅢで示されるような行動様式をもっていたと考えることも許されよう。

VIII 地域区分と地域間移動距離

この解析において用いた地域区分は、第6表に示すような、全国を17個の地域に分割する地域区分である。この地域区分は、つぎのようにして得たものである。まず、昭和36年の都道府県別全産業生産所得中第1次産業生産所得構成比率 Y_1 および同年の都道府県別全産業生産所得中第2次産業生産所得構成比率 $Y_2^{32)}$ とを変数とする線型判別関数³³⁾、

$$Z = Y_1 - 0.00808 Y_2 \quad (8.1)$$

を用いて、都道府県を「工業県」（第2次生産所得の比率の多い県）と「農業県」（第1次生産所得の比較的多い県）とに区分し、ついで、隣接するいくつかの工業県、または、農業県を結合し、工業県のみから構成された地域、農業県のみから構成された地域をつくり、前者を工業地域、後者を農業地域と呼んだ。ただし、例外的に農業県を含んだ工業地域もある（それは、第9地域、第14地域および第16地域である）。この工業地域および農業地域の地域区分が、この解析で用いた地域区分である（第6表参照）。

第6表 この解析に用いられた地域区分

地域番号	構成県	地域番号	構成県
1	北海道	10	滋賀, 三重
2	青森, 秋田, 岩手	11	奈良, 和歌山
3	宮城, 福島	12 ^I	京都 ^I , 大阪 ^I , 兵庫 ^I
4	山形, 新潟	13	鳥取, 島根
5	茨城, 千葉	14 ^I	岡山, 広島 ^I , 山口 ^I
6 ^I	埼玉 ^I , 東京 ^I , 神奈川 ^I	15	香川, 徳島, 愛媛, 高知
7	群馬, 長野, 山梨	16 ^I	福岡 ^I , 佐賀, 長崎 ^I
8	静岡 ^I , 愛知 ^I	17	大分, 宮崎, 熊本, 鹿児島
9 ^I	石川 ^I , 富山 ^I , 岐阜 ^I , 福井		

注 I 印のある地域あるいは都道府県は、工業地域あるいは工業県であり、この印のない地域、あるいは都道府県は農業地域あるいは農業県である。

モデル I—III のパラメーターを推定するときには、新規若年労働力が上記の地域間を移動す

る距離 D_{ij} を測定する必要がある。この距離は、種々に定義され得るであろうが、ここでは、もっとも簡単に、つぎのように定義される距離を用いた。

すなわち、一般に、第 i 地域と第 j 地域とのあいだの距離 D_{ij} は、第 i 地域をかこむ適当な長方形の対角線の交点 P_i と第 j 地域をかこむ適当な長方形の対角線の交点 P_j とを結ぶ直線の長さとして定義する³⁴⁾。

ここでは、新規若年労働力の第 i 地域と第 j 地域とのあいだを移動する場合に必要な移動距離は、ほぼ、点 P_i （これを第 i 地域の中心点と呼ぼう）と P_j とを結ぶ直線距離に等しいと仮定したのである。第3図は、ここで用いた地域区分と各地域の中心点を示したものである。

第3図 この解析に用いられた地域区分と各地域の中心点



IX 地域別賃金

職業安定業務月報³⁵⁾には、昭和37年中学校卒業者の規模30人以上の事業所における初任給の

32) 経済企画庁経済研究所国民所得部監修『県民所得統計表』追補 1, 至誠堂, 東京, 1965, p. 10.

33) 代表的工業県としては、 $Y_1 < 10\%$ の東京, 神奈川, 愛知, 京都, 大阪, 兵庫, 福岡の各都府県, 代表的農業県としては、 $Y_1 < 30\%$ の青森, 岩手, 秋田, 鳥取, 高知, 鹿児島各県をえらんだ。

34) ここで用いられた p_i および p_j を求める方法は、人口重心を求める際に用いられる矩形法（館棧『形式人口学』, 古今書院, 東京, 昭和35年, p. 419）において小地域の人口重心を求める方法と同じである。

35) 労働省職業安定局調査課, 前掲書, p. 65.

都道府県別中位数が示されている。この解析で用いられた地域別初任給 W_i は、この都道府県別初任給を基礎として算出されたものである。すなわち、 W_i は、つぎの式によって求められた値である。

$$W_i = \frac{\sum_{p=1}^q W_{ip} E_{ip}}{\sum_{p=1}^q E_{ip}} \quad (9.1)$$

ただし、 E_{ip} とは第 i 地域に含まれる都道府県が q 個あり、それに第 1 番から第 q 番までの番号を与えた場合、第 p 番目の都道府県に職安を通して就業した新規若年労働力³⁶⁾ であり、 W_{ip} とは、その第 p 番目の都道府県の上記労働力の初任給である。すなわち、 W_i は W_{ip} の重み E_{ip} による加重算術平均である。

X 結 語

この解析では、新規若年労働力の地域間移動が、これまでにおこなわれて来た多くの研究において指摘されて来たような人口や労働力の地域間移動の要因、そのうちでも、特に、就業機会の地域的差異、賃金の地域的差異、ならびに移動距離によって説明されるかどうかということに対する実証的な検討がなされた。

検討の結果によれば、少なくとも、それらの要因が新規若年労働力の地域間移動に影響を及ぼしていることを否定することはできないという結論を出すことが許されよう。すなわち、すべての新規就業若年労働力の地域間移動をモデル I あるいは II で説明することは不可能であったが、すくなくとも、それらの一部のものをモデル I、あるいは II によって説明することができたということ、しかも、モデル III が、よい適合を示したことによって、われわれは、新規若年労働力の地域間移動に上記の 3 つの要因——就業機会の地域的差異、賃金の地域的差異、ならびに移動距離——が影響を及ぼしているということ否定することはできないであろう。

一般に、人口や労働力の地域間移動では、就

業機会や賃金の地域的差異ならびに移動距離と同時に、それ以外の経済的、社会的要因、あるいは非経済的要因が重要な役割を演ずることも予想されるが、ここでは、少なくとも、就業機会や賃金の地域的差異ならびに移動距離が新規就業若年労働力に重要な役割を演ずることを認めることができたといえよう。

なお、モデル I、II、あるいは III のように特定化された新規就業若年労働力移動モデルが、職安を通して就業した新規中学校卒業者の一部に対してよくあてはまった理由としては、上記 3 種の要因が、たしかに、新規就業若年労働力に影響を及ぼしているということのほかに、中学校卒業者は、就業の場所を特に指定させるほどの特別の技術をもつことがまれであり、技術の点から、中学校卒業者を特に分類する必要のないことが挙げられるであろう。実際に、もし職安を通して就業する中学校卒業者が上記 3 種の要因以外の要因——たとえば、制度的要因³⁷⁾——に強く支配され、しかも、就業の場所を特に指定させるほどの技術をもっていたならば、モデル I、II、III のように特定化された新規就業若年労働力移動モデルがよくあてはめられる新規就業若年労働力の地域間移動はみいだされなかったであろう。

Synopsis

SUZUKI, KEISUKE: Interregional Migration of Newly Employed Young Labour Force. The Journal of the University of Transportation Economics (Ryūtsū Keizai Ronsyū), Vol. 2, No. 2, 1967, pp. 20—36.

Many studies of interregional migration of population or labour force have been made. J.R. Hicks (1932) mentioned that the local differences in wage is the important factor of the interregional migration of

37) たとえば、すべての地域の中学校卒業者のうちの就業希望者のうち、ある一定部分は、必ず、それぞれの地域と関係のある、ある特定の地域へ就業しなければならないというような制度のある場合には、新規就業若年労働力に対して制度的要因が働らくと考えなければならない。

36) 労働省職業安定局調査課，前掲書，p. 25.

labour force. On the other hand, J. Robinson (1937) and T.W. Schultz (1945) asserted that the interregional migration of labour force is influenced almost entirely by the regional differences in job opportunity. M. Tachi (1961) found that the regional differences in standard of living is the factor of the interregional migration of population by statistical observation. M. Umemura (1961) tried to synthesize the two theories, the theories proposed by Hicks, and Robinson, and Schultz. S. Nishikawa (1962) made his "Application Equation" to explain the interregional migration of workers in spinning mills. In gravity models proposed by E.C. Carey (1858), E.G. Ravenstein (1887), E.C. Young (1924), J.Q. Stuewart (1947), G.K. Zipf (1949), W. Isard (1960), and others, the distance between regions is regarded as a important factor explaining the migration of population.

According to these studies, it would be said that at least, the regional or local differences in wage, job opportunity and the distance between regions may be regarded as factors of interregional migration of population or labour force.

In this paper, a model of the interregional migration of newly employed young labour force which has explaining variables expressing the regional differences in job opportunity (O_j/O_o) and in wage (W_j/W_i), and the distance between regions (D_{ij}):

$$L_{ij} = f\left(L_i^*, \frac{O_j}{O_o}, \frac{W_j}{W_i}, D_{ij}\right)$$

is built, where L_{ij} is the newly employed young labour force which moved from the i th region to the j th region for going to work, L_i^* is the newly generated young labour force in the i th region, O_j is the

quantity of job opportunity in the j th region, O_o is $\sum_{j=1}^n O_j$ (n is the total number of regions), $W_j(W_i)$ is the wage in the j th (i th) region, D_{ij} is the distance from the i th region to the j th region.

The three expressions written below are the specified form of this model used in this study.

$$L_{ij} = a_i \cdot L_i^* \frac{O_j}{O_o} \left(\frac{W_j}{W_i}\right)^{b_i} D_{ij}^{c_i}$$

$$L_{ij} = a_{.j} L_i^* \frac{O_j}{O_o} \left(\frac{W_j}{W_i}\right)^{b_{.j}} D_{ij}^{c_{.j}}$$

$$L_{ij} = a L_i^* \frac{O_j}{O_o} \left(\frac{W_j}{W_i}\right)^b D_{ij}^c$$

where a_i (>0), b_i (>0), and c_i (<0) are the parameters proper to the L_{i1}, L_{i2}, \dots , and L_{in} , $a_{.j}$ (>0), $b_{.j}$ (>0), and $c_{.j}$ (<0) are the parameters proper to the L_{1j}, L_{2j}, \dots , and L_{nj} , and a (>0), b (>0), and c (<0) are the parameters proper to all the L_{ij} s.

As a result of applying the models to the newly employed young labour force (graduates from lower secondary schools employed through the Public Employment Security Office) in Japan in 1962, it was found that some of the values of the parameters b_i and c_i , many of the values of the parameters $b_{.j}$ and $c_{.j}$ and the values of the parameters b and c differed significantly from 0 at the 5% level of significance.

Therefore, it is concluded that we cannot deny that the interregional migration of the newly employed young labour force is influenced by (1) the regional differences in job opportunity (O_j/O_o), (2) the regional differences in wage (W_j/W_i), and (3) the distance between regions D_{ij} .